



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA  
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI INTÉZET

---

**BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK**  
**BWP – 2010/4**

**Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a  
2008 végén kibontakozó gazdasági  
válság foglalkoztatási hatásai**

**CSERES-GERGELY ZSOMBOR**

Budapest Working Papers On The Labour Market  
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek  
BWP – 2010/4

Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a 2008 végén kibontakozó  
gazdasági válság foglalkoztatási hatásai

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerző:

Cseres-Gergely Zsombor  
tudományos segédmunkatárs  
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
E-mail: [zgergely@econ.core.hu](mailto:zgergely@econ.core.hu)

2010. október

ISBN 978 615 5024 17 7  
ISSN 1785 3788

Kiadja

a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

# **Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a 2008 végén kibontakozó gazdasági válság foglalkoztatási hatásai**

Cseres-Gergely Zsombor

## **Összefoglaló**

Az aktuális foglalkoztatási helyzet hazai elemzései szinte kizárólag a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és az inaktívok számának változását vizsgálják, de nem foglalkoznak érdemben a közöttük megfigyelhető áramlásokkal. Ebben az írásban bemutatjuk az állományok közti átmenetek számításának egy konzisztens módszerét, valamint ennek segítségével a 2008 után kibontakozott válság foglalkoztatási hatásait. A támogatott és nem támogatott foglalkoztatás elkülönítésével igyekszünk bemutatni az Út a Munkához program foglalkoztatási hatását is. Az alkalmazott módszer a munkapiaci elemzésben használhatónak és hasznosnak bizonyult. Az eredmények többek között azt mutatják, hogy az Út a Munkához program a vizsgált időszakban érdemben kevésbé tompította a válság foglalkoztatási hatásait, befolyása látszólagos volt.

**Tárgyszavak:** munkapiac, áramlások, gereblyezés

**JEL kódok:** J21, J63, C63

A tanulmány elkészítéséhez hozzájárult a Foglalkoztatási és Szociális Hivatalnak az MTA Közgazdaságtudományi Intézetével kötött kutatási megállapodása. A tanulmányt megalapozó munkálatokat 2007 nyarán, a Magyar Nemzeti Bankban végeztem vendégkutatóként. A felhasznált adatokat az MTA KTI Adatbankjának munkatársai tették könnyen használhatóvá, a számítások egy részét közülük Szabó Zsuzsa végezte, és e téren segítséget nyújtott még Szabó-Morvai Ágnes. Ezúton köszönöm e támogatásokat, a BLS munkatársai, Ed Robinson és Greg Erkens konzultációs készségét és Kátay Gábor korai, Molnár György és Nagy Gyula újabb segítő megjegyzéseit. A tévedések és hibák természetesen csak engem terhelnek.

# **Labour Market Flows, Raking and the Employment Effects of the Crisis Unfolding after 2008**

Zsombor Cseres-Gergely

## **Summary**

Analyses of the Hungarian employment situation are almost always concerned only with the change in the number of the employed, unemployed and inactive, not paying particular attention to the flows between these states. This paper discusses a method of calculating labour market flows in a consistent way and the employment effects of the crisis unfolding after 2008. Separating supported and not-supported employment, I am attempting to show the employment effects of the “Pathway to work” programme. The method discussed proved to be feasible and useful in analysing the labour market. Results among others show that the apparent positive effect of the “Pathway to Work” programme on employment was not real, but mostly a statistical artefact in the period under consideration.

**Keywords:** labour market, flows, raking

**JEL:** J21, J63, C63

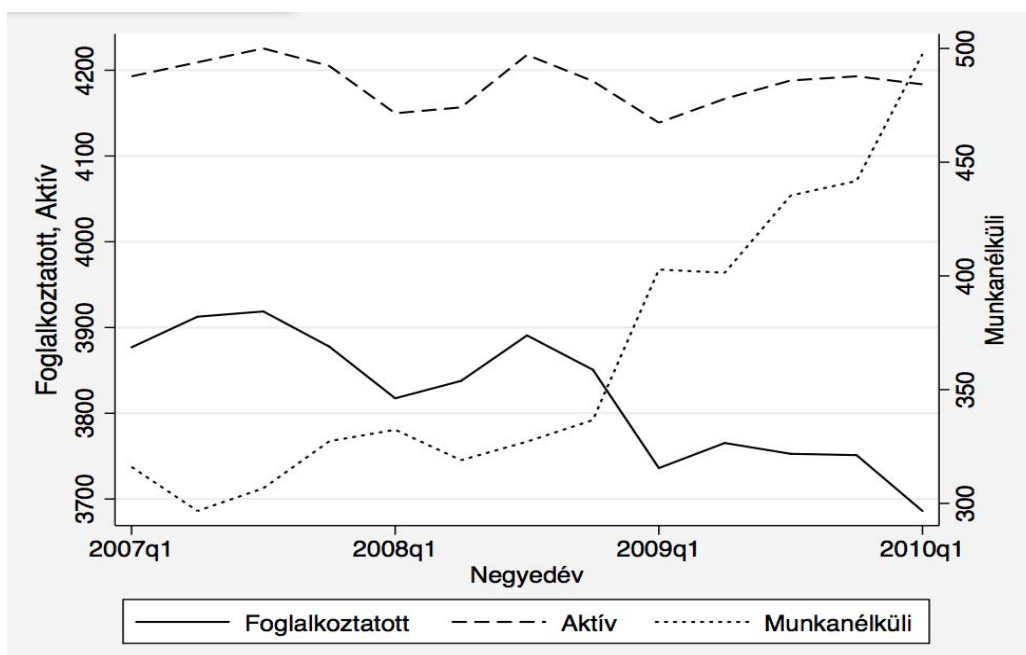
Work on this paper was supported by the research agreement of the Institute of Economics, HAS and the National Employment Office. Initial work on this study was carried out during the summer of 2007, as a visiting researcher at the National Bank of Hungary. Data used for the calculations were made easy to use by the DataBank of the Institute of Economics, where many calculations were carried out by Zsuzsa Szabó. The algorithm applied has received some amendments from Ágnes Szabó-Morvai. I would like to thank for these contributions as well as the willingness of BLS staff, Ed Robinson and Greg Erkens in particular to consult on their method and also the comments received from Gábor Kátay, György Molnár and Gyula Nagy. All errors are, naturally, mine.

## BEVEZETÉS

1998 és 2008 között a 15-64 éves népesség foglalkoztatási 53,6 százalékról 56,7 százalékra nőtt, elsősorban a nyugdíjkorhatár emelésének és a népesség javuló iskolázottságának köszönhetően (Kátay és Nobilis 2009). Az 2008 második felében kibontakozott világgazdasági válság hatására jelentős visszaesés volt megfigyelhető: 2009-ben a megfelelő érték már csak 55,4 százalék volt és innen azóta sem mozdult el érdemben. Mindeközben a munkanélküliségi ráta 2008-ról 2009-re éves szinten 2,2 százalékponttal, mintegy 25 százalékkal nőtt, értéke 2010 első negyedévében 11,2 százalék volt (KSH STADAT). A változás abszolút számokban mérve is jelentős: a munkanélküliek száma mintegy 330 ezerről félmillióra nőtt (lásd az 1. ábrát). A regisztrált munkanélküliek aránya 15-64 éves aktív népességben 2008 áprilisában 10,7, 2009-ban 13,7, míg 2010-ben 14,4 százalék volt ugyanebben a hónapban. A munkanélküliség jelentős növekedése ellenére kedvező jel, hogy az aktivitás nem csökkent az érintett időszakban.

1. ábra

### A fő munkapiaci állományok alakulása 2007 és 2010 első negyedéve között (15-64 éves népesség)



A fentiekhez hasonló elemzést több szakmai műhely ad közre, és ezekből egyértelmű, hogy a munkapiac rendkívüli és válságos állapot alakult ki. De világosak-e a részletek is? Tudjuk-e, hogy a jelentős változások milyen áramlások eredőjeként következnek be? Ebben az írásban a munkapiaci áramlások segítségével kísérek meg választ adni ezekre a kérdésekre.

Az áramlások vizsgálatában kiemelt szerepet tölt be egy egyszerű, de Magyarországon e célra korábban nem használt eszköz, az úgynevezett „gereblyezés”. Az egyéni panel-adatokból egyszerűen számított átmenet-bebecslések a használt adatbázisok mintájának nem véletlen kopása miatt torzítottak, azokat korrigálni kell. Erre a problémára (Abowd és Zellner 1985) módszertanilag igen kifinomult választ adott, amihez hasonló, a strukturális modellezés helyett imputálást használó javaslatot Magyarországon (Fraller et al. 2007) tett. Az amerikai Bureau of Labor Statistics csak tíz év múltán és egy jóval egyszerűbb módszerrel, a gereblyézéssel kezdte meg a probléma kezelését (Frazis et al. 2005), hazánkban pedig ilyen lépésre még várni kell. Ez az eljárás az időben összekapcsolható emberek viselkedését vizsgálja, így merőben eltér (Abowd és Zellner 1985) megközelítésétől, amely a tárgyidőszakban lemorzsolódó emberek lehetséges státusát becsüli meg.<sup>1</sup> A jelen írás célja ebben a szellemben olyan eszköz bevezetése, amely kellően egyszerű a napi rutinban való használathoz, mégis alkalmas az áramlások konzisztens számítására. A számításokat a KSH Munkaerő-felmérésének adatai segítségével végeztem, amelyek időben egymás után következő értékei anonim kóddal egyéni szinten összekapcsolhatók.

Áramlások azonban számíthatók másként is. Shimer (2007) például ugyanezt a problémát nem a panel-adatokra alapozott számítás korrekciójával, hanem a friss, egy hónapnál nem régebbi munkanélküliek számára vonatkozó adatok felhasználásával oldja meg. A megközelítés legfőbb erénye az, hogy egyszerű és kész adatsorok felhasználásával hosszú időtávú és szükség szerint több országra kiterjedő összehasonlítás végezhető, valamint az, hogy nem terhelik az időben elhúzódó adatok felvételével járó nehézségek. Amennyiben a szükséges adatok rendelkezésre állnak, a módszer alkalmazása mindenképpen megfontolandó, a munkapiac egészének elemzése esetében azonban azonban az előnyöket felülmúlja az a hátrány, hogy az új belépőkről csak a munkanélküliség esetében rendelkezünk önálló, keresztmetszeti adatokkal.

A bevezető után elsőként bemutatom az állományok közötti átmenetek számításának problémáját, másodszorra pedig ismertetem a gereblyezés által kínált megoldást. Harmadszorra ismertetem az alkalmazott módszerrel kapott eredményt, a számított áramlásokat. Negyedszerre rövid kitérőt tartok, és szétválasztom a támogatott és nem támogatott foglalkoztatás változását 2009 után, bemutatva a válság azonnali hatását a két

---

<sup>1</sup> Bár ez az eljárás megfigyeléseket „dob el”, így nem hatékonynak tűnhet, az átmenetekre vonatkozó ismeretek az alternatív eljárásban is csak a tényleges átmenetekből származhatnak, így hatékonysági előnye nem nyilvánvaló.

foglalkoztatási formára külön-külön. Végül kiszámítom az áramlásokat a támogatott- és a nem támogatott foglalkoztatásra is.

## ÁLLOMÁNYOK ÉS ÁRAMLÁSOK

A Bevezetőben láttuk, hogy az alapvető munkapiaci állományok vizsgálata a foglalkoztatás csökkenését és a munkanélküliség növekedését mutatják, ebből azonban még nem világos, hogy mindez miként történt. Most vizsgáljuk meg közelebbről a kérdést a 2008 negyedik és 2009 első negyedéve közötti változások tükrében! A két időszak között a foglalkoztatottak állománya 114 ezer fővel csökkent, a munkanélkülieké és az inaktívoké pedig 66, illetve 42 ezer fővel nőtt – a különbségért a 15-64 évesek számának enyhe csökkenése felelős. Az 1. táblázatban összegzett számok a KSH Munkaerő-felmérésből (MEF) származnak, abból az adatfelvételtől és arra az információra alapozva, amiből a KSH az ILO, a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet ajánlásai alapján a hivatalos foglalkoztatási adatokat számítja. Ezen állományok együtt lefedik a teljes 15-64 éves magyarországi népességet: egy ember vagy az egyikben van, vagy a másikban.

1. táblázat

### Munkapiaci állományok 2009/4. és 2010/1. negyedében

	2009q4	2010q1	Változás
Foglalkoztatott	3 850 688	3 736 019	-114 669
Munkanélküli	336 633	402800	66 167
Inaktív	2 602 477	2 644 160	41 683
15-64 évesek	6 789 798	6 782 979	-6 819

Forrás: saját számítás a KSH MEF mikroadataiból,  
egészre kerekített keresztmetszeti súlyokkal

Az előbbiekben a megszokott elnevezést használva *állomálynak* neveztük azon emberek számát, akik egy adott időpontban egymás kizáró állapotok valamelyikében találhatók. Ezzel szemben *áramlásnak* nevezzük azon emberek számát, akik két (*bázis-* és *tárgy-*) időpontban két meghatározott állapotban találhatók. Más szóval az *áramlás* a meghatározott állapotok közötti *átmenetek* száma. Az angol nyelvű szakirodalomban az áramlás két formáját különbözteti meg, a *bruttó* és a *nettó* áramlást. Bruttó áramlás a két állapot közötti áramlás, az áramlás irányát számon tartva, nettó áramlás pedig a két állapot közötti két áramlás egyenlege. Mivel a mintabeli összegek hányadosa az arányoknak

konzisztens becslését adja, a bruttó áramlások és a bázisidőszaki állományok hányadosa a kiválasztott állapotok közötti *átmenet esélyének* becslése.

Az áramlások nem csak két egymást követő időszak, például negyedév között számíthatók ki. Az egyik alternatív lehetőség az, ha a periodicitást megtartva nagyobb távolságokat hidalunk át, például egy évet. Ekkor az előző év azonos negyedévéhez viszonyítunk és lehetőségünk lehet a nagyobb frekvenciás változásoktól, például a szezonaritástól megtisztítva vizsgálni az eseményeket. A másik lehetőség az, hogy a periodicitást magát változtatjuk meg, éves, vagy akár napi szinten vizsgálva a változásokat. Az adatigény jelentős különbözősége mellett ekkor számolnunk kell azzal, hogy a számba vett átmenetek száma más és más lesz: hosszabb idő alatt az állapotváltozások sora egyetlen változássá redukálódhat vagy el is tűnhet.

Pusztán állományi adatokra támaszkodva a foglalkoztatás csökkenése mögötti áramlásokról akkor sem vonhatnánk le egyértelmű következtetést, ha két állapottal lenne dolgunk. Példánkban a foglalkoztatottak 115 ezer fős csökkenése az állásvesztésnek csak alsó határa, hiszen ez a végeredmény előállhatott volna úgy is, hogy 200 ezer ember elveszítette az állását és lett nemfoglalkoztatott, de közben 85 nemfoglalkoztatott állást talált. A vizsgált esetben a munkanélküliség és az inaktivitás növekedését a foglalkoztatás csökkenése okozza. Mivel a változásoknak ki kell egyenlíteniük egymást, könnyen juthatunk arra a következtetésre, hogy a foglalkoztatásból kilépő 115 ezer főből 66 ezer munkanélküli és 42 ezer inaktív lett. Elképzelhető lenne azonban az is, hogy a foglalkoztatásból nem 115, hanem 200 ezer ember lépett ki, akikből mindenki inaktív lett. Ezzel párhuzamosan 6 ezer inaktív kilépett a 15-64 éves korcsoportból, 150 ezer pedig munkanélküli lett, és 86 ezer munkanélküliből lett foglalkoztatott. A képzeletbeli helyzetben az egyszerű átrendeződést körforgás váltotta fel, és ez is csak az egyszerűbb esetek egyike – életszerűbb helyzetekben akár minden állapot között tapasztalhatunk áramlást. Lényeges azonban, hogy az állományok változásáról rendelkezésre álló adatok alapján e lehetőségek között nem tudunk dönteni, csupán a változásokat bizonyos keretek közé szorítani.

Az áramlások pontos ismeretének jelentősége nagy. Ha például a munkanélküliségi ráta 12 százalék, igen sokat számít, hogy milyen erősségű a munkanélküli és a foglalkoztatott állapot közötti kapcsolat, mennyi az esélye annak, hogy egy dolgozó munkanélkülivé válik és mennyi annak, hogy éppen ellenkezőleg, egy munkanélküli állást kap. A munkanélküliség magas szintje mindenképpen aggasztó, de egészen más szakpolitikai beavatkozást igényel egy nagy fluktuációval jellemezhető, a foglalkoztatásba jó eséllyel átlépő munkanélküli-állomány, mint egy olyan, ahol kicsi a cserélődés. Nem véletlen, hogy az áramlások vizsgálata kiemelt helyen szerepel a válságnak az Egyesült Államok munkapiacára gyakorolt hatását elemző friss tanulmányban is (Elsby, Hobijn, és Sahin, 2010).

Az állományok nagysága kiszámolható az adatfelvételekből keletkező keresztmetszeti állományokból, az áramlások azonban nem, mert ehhez azonos emberek állapotát kell



megfigyelnünk két egymást követő időszakban<sup>2</sup>. Szerencsére a MEF erre is lehetőséget biztosít egy, a mintegy 70 ezer megfigyelést tartalmazó keresztmetszeti minta 5/6-át kitevő részmintán, amelynek résztvevői és a rájuk vonatkozó adatok két negyedév között összekapcsolhatók. Ésszerűnek tűnik az áramlásokat úgy számszerűsíteni, hogy a felvétel negyedévek között összekapcsolható almintáját használva megszámláljuk azon embereket, akik a kiválasztott állapot-párokban voltak találhatóak a kiválasztott időpontokban.

Az 2. táblázatban a MEF panel-adatainak a felhasználásával készített számítást látunk, amelynek szürke színű, középső része reprezentálja a munkapiaci átmeneteket elvétve vizsgáló hazai gyakorlatot. A táblázat világosszürke blokkja azt mutatja meg, hogy az egyes állapotok időbeni kombinációja, tehát a köztük való átmenet hány ember esetében volt megfigyelhető. A konkrét számokat, az átmeneteknek a teljes népességre vetített becslését a mikroadatoknak az adott cellában található emberek egyszerű megszámlálásával kapjuk meg, a tárgyidőszakhoz tartozó keresztmetszeti súlyokkal súlyozva – nevezzük ezt az eljárást a következőkben „naiv becslésnek”. Ezek a súlyok eredetileg egyrészt a teljeskörűsítést, másrészt a keresztmetszeti demográfiai reprezentativitást hivatottak biztosítani a teljes mintára. Mivel itt a teljes mintánál kevesebb emberrel dolgozunk, felszoroztam őket a keresztmetszeti és a panel mintákhoz tartozó súlyok összegének hányadosával annak érdekében, hogy csak a panel tagjait használva is a teljes népességre vonatkozó összeseneket kapjunk.<sup>3</sup> A számítás elvégzésének tehát közvetlen akadálya nincs, azonban az mégsem pontos.

Ha a számítás pontos lenne, akkor a kapott áramlások megfelelne egy igen egyszerű konzisztencia feltételnek: az állományok változását az egyes állapotok esetében rendre megkaphatnánk a nettó áramlások összegeként. A valóságban azonban nem ez a helyzet, mint azt a 2. táblázat „Változás becslés átmenetekből” feliratú oszlopa mutatja. Ellenőrzés céljából szerepel mellette a keresztmetszeti adatokból készített, az 1. táblázatban már ismertetett becslés ugyanerre a változásra („Változás becslése keresztmetszetből”), valamint a két becslés különbsége („Eltérés”). Látható, hogy a változások direkt és a nettó változásokból számított indirekt becslése jelentős eltérést mutat. Az inaktivitás esetében a különbség elhanyagolható, a munkanélküliség növekedését és a foglalkoztatottság csökkenését azonban az átmenetekre alapuló változás-becslés alapján annak mintegy harmadával alulbecsülnénk. Ez nem csak arányaiban nagy szám, hanem az ilyen jelenségek elemzését felhasználó szakpolitika szempontjából is, hiszen megegyezik például a 2009-ben

---

<sup>2</sup> A MEF minden hulláma tartalmaz információt az egy évvel korábban megfigyelt munkapiaci állapotról, ami elvileg szükségtelessé tenné az egymás utáni megfigyelések használatát. Ez azonban csak egy változónak a keresztmetszeti adatbázisból származó információkkal nem összevethető értékeire vonatkozik, így itt ezt az információt nem használjuk. Később a mérési hiba kapcsán még szót ejtünk erről a lehetőségről.

<sup>3</sup> A két módon kapott népességszám rendre 6782979 és 6782585, a 394 fős eltérést a súlyok kerekítése okozza.

a „Munkahelyek megőrzéséért” elnevezésű program által érintett személyek számával (mintegy 30 ezer fő), és több, mint két jó gyakorlatot követő aktív munkapiaci program, a START Plusz és a START Extra résztvevőinek együttes száma 2009-ben (mintegy 28 ezer fő) (FSZH, 2010).

2. táblázat

**Munkapiaci állományok közötti átmenetek száma 2009/4. és 2010/1. negyedéve között – naiv és hibás becslés**

		Tárgyidőszak			Változás becslés átmenetek- ből	Változás becslése keresztmet- szetből	Eltérés
		Foglal- koztatott	Munka nélküli	Inaktív			
Bázis- időszak	Foglalkoztatott	3 673 955	75 025	77 399	-81 787	-114 669	32882
	Munkanélküli	36 044	280 989	22 830	41 922	66 167	-24245
	Inaktív	34 593	25 771	2 505 195	39 865	41 683	-1818
Tárgyidőszaki állomány az áramlásokból		3 744 592	381 785	2 605 424	0		0
Tárgyidőszaki állomány keresztmetszetből		3 736 019	402 800	2 644 160	-6 819		
Eltérés		8 573	-21 015	-38 736			

Forrás: Saját számítás a KSH MEF mikroadataiból, a tárgyidőszak egészre kerekített keresztmetszeti súlyait használva

A bruttó változások számításának természetesen nem célja az állományi változások kiszámítása, hiszen amíg ezeket lehetséges direkt módon becsülni, addig az indirekt út választása teljesen értelmetlen. A változások helytelen becslése azonban rámutat arra, hogy maguk a nettó változások becslései sem lehetnek pontosak. Mivel adott állomány-nagyság mellett az átmentek száma és az átlépési esélyek között egyszerű és közvetlen kapcsolat van, az érintett emberek számának helytelen becslésén túl a hiba egyben azt is jelenti, hogy például a munkanélküliségből foglalkoztatottá válás esélyét is rosszul becsüljük – ennek mértékét akkor számszerűsítjük majd, ha a korrigált becslés rendelkezésre áll. A számszerű eltérések olyan mértékűek és jellegűek is lehetnek, hogy az implikált változásoknak nem csak a nagyságát, de előjelét is helytelenül becsülnénk meg. Példa erre 2008 második és harmadik negyedéve között a munkanélküliség változása, amely jobban jellemzi a nagy

változások közötti „békeidőt”. Itt a hiba következtében több, mint 8 ezer fős növekedése helyett 7 ezer fős csökkenést becsülnénk. A hiba jelenléte tehát nyilvánvaló. A következőkben megvizsgáljuk, hogy honnan ered.

## AZ ÁRAMLÁSOK BECSLÉSÉNEK KÉRDÉSEI

A különböző állapotok közötti átmenetekre irányuló vizsgálatok tartalmi célja az egyénre koncentrálni a következőképpen írható le a legegyszerűbb esetben, ha csak két állapot lehetséges. Egy szereplő állapotát a  $t$  időpontban jelöljük  $I_t$ -vel! A szereplő az egymást kizáró A vagy B állapotban lehet, ennek megfelelően  $I_t$  értéke az  $\{A, B\}$  halmazból adódik. A két állapotban levő szereplők számának összege megegyezik a népesség nagyságával, tehát  $\#(I_t=A_t) + \#(I_t=B_t) = N$ . Célunk az, hogy megbecsüljük a  $t_{XY} = \Pr(I_t=X | I_{t-1}=Y)$  valószínűséget, tehát azt, hogy ha a szereplő a  $t-1$ -edik időpontban az  $X \in \{A, B\}$  állapotban van, akkor milyen eséllyel lesz az  $Y \in \{A, B\}$  állapotban  $t$ -ben. Konkrét példával élve: mennyi az esélye, hogy valaki „munkanélküli ma, ha tegnap dolgozott”. Ez a valószínűség az analógia elvére hagyatkozva konzisztensen becsülhető, ha a két állapot közötti, a két időszak között lezajlott átmenetek számát elosztjuk a kiinduló népesség nagyságával, így a becslés megkapható a következő formában:

$$\Pr(I_t = B | I_{t-1} = A) = \frac{\#(I_t = B | I_{t-1} = A)}{\#(I_{t-1} = A)},$$

Az átmenetek becsléséhez meglepően jó minőségű adatbázisra van szükség: olyanra, amelyben ugyanazok a szereplők találhatók meg mindkét vizsgált időpontban, és amely mindkét időpontban reprezentatív mintája a teljes vizsgált népességnek. Ma már számos olyan adatbázis létezik, amelyben az első feltétel teljesül, ilyen a MEF is. Ott úgynevezett rotációs panelt alakítottak ki, amelyben a minta egy része minden negyedévben cserélődik, így az egyének időben követhetők, de csak meghatározott ideig (a cél eredetileg a keresztmetszeti minták folyamatos frissítése volt). Gond sokkal inkább a második feltétellel akad, és éppen a rotáció miatt. Bár az adatfelvételnél igyekeznek ügyelni arra, hogy a kilépő és belépő emberek összetétele hasonló legyen, ez csak bizonyos korlátok között biztosítható. A panelben maradó minta ennek eredményeként nem véletlenszerűen alakul ki, ezért a keresztmetszeti minta megoszlásait nem képes visszaadni, az átmenetekre vonatkozóan pedig a 2. táblázatban közöltekhez hasonló, közvetett következtetéseket tudunk levonni. Eszerint a megvalósult becslés nem helyes, mert most a becslés képlete nem azonos a korábbival,

$\Pr(I_t = B | I_{t-1} = A) = \frac{\#(I_t = B | I_{t-1} = A)}{\#(I_{t-1} = A)}$  paneltagok  $\#(I_{t-1} = A)$  paneltagok  $\#(I_t = B | I_{t-1} = A)$   $\#(I_{t-1} = A)$   $\Pr(I_t = B | I_{t-1} = A)$ , azaz a panelbe került emberek felhasználásával más eredményre jutunk, mint amire a keresztmetszeti minta összes résztvevőjének megfigyelése által jutnánk.

Az átmenetek becslését megnehezítő jelenség egy igen általános probléma, a *nem elhanyagolható nemválaszolás* („nonignorable nonresponse”) alelete (Rubin, 1976), rokon

a szelekciónak a munkagazdaságtanon belül a munkakínálattal összefüggésben sokat tárgyalt esetével (Heckman, 1979). Az összefüggés igen időről időre és adatfelvételtől adatfelvételre változhat, ami pedig önmagában érdekes és a szakirodalomban vizsgált kérdés (lásd erről például Clarke és Tate (2002)-t). Mindezzel együtt most a szelekció strukturális modellezésével nem fogunk foglalkozni, mert az a jelen cél elérése szempontjából, egy egyszerű korrekciós eljárás alkalmazásához nem szükséges. Látnunk kell, hogy a kérdés alapos vizsgálata nem triviális, hiszen ideális esetben a bázisidőszakból a tárgyidőszakra a mintából kilépő népesség összetételét kellene összevetnie a helyébe lépő népességével egyazon időpontban. A nehézséget az okozza, hogy ez közvetlenül definíció szerint lehetetlen, hiszen az egyes időszakokban csak a két csoport egyikét figyeljük meg.

Nem oksági összefüggések vizsgálata, sokkal inkább csak az illusztráció céljával érdemes megvizsgálunk mégis a keresztszeti mintából a panel-mintába való szelekciót magyarázó egyenletet, a fenti összefüggés egyik felét. Én egy egyszerű probit modell segítségével kíséreltem meg modellezni annak valószínűségét, hogy a 2009 harmadik negyedévi MEF mintában szereplő emberek mely tulajdonságai magyarázzák, hogy követjük-e őket a negyedik negyedévben, vagy sem. A kézenfekvő változókkal végzett rövid ad-hoc kísérletezéssel kapott eredmények azt mutatják, hogy bár a panelben részvétel/nem részvétel csak igen kis mértékben magyarázható megfigyelhető ismérvekkel, a munkanélküliség, az élettársi kapcsolatban élés és a 15-25 év közötti életkor például szignifikánsan összefügg a kilépés tényével: hozzájárulások a valószínűséghez rendre -1,3, 2,2, -1,8 százalék. Ezek a számok a specifikáció függvényében nagymértékben változnak és mivel nem módszeres elemzésről van szó, valódi eredménynek nem tekinthetők. Jelzik azonban, hogy az elmaradó megfigyeléseket mely csoportokban kell egy alapos kutatásnak keresnie.

A szelekció mellett a mérési hiba is gondot okozhat a számításban. Ez esetben a hiba abból fakad, hogy a vizsgált státusokat az adatfelvétel során nem teljes biztonsággal azonosítják és rögzítik. Frazis et al. (2005) tanulmánya az Egyesült Államokban a hazai MEF-hez hasonló célokra és általuk is használt CPS esetében joggal emeli ki ezt a kérdést, noha Abowd és Zellner (1985) eljárásával szemben nem kezeli. Noha mérési hiba elméletileg mindig jelen van, az Egyesült Államok CPS-ével szemben a hazaihoz hasonló Munkaerő-felmérések a kérdések olyan hosszú sorával biztosítják az alapvető munkapiaci státusok pontos azonosítását, hogy az általuk tárgyalt jelentős mérési hibával e téren itt nem számolok.<sup>4</sup>

A mérési hiba speciális esetei jelenhetnek meg akkor, ha a minta ténylegesen elérendő tagja helyett úgynevezett „proxy”-válaszoló szolgáltatót adatot, vagy az elemző valamilyen oknál fogva nem a megfelelő egyedet kapcsolja össze időben. Az első hibát a felvétel

esetleges átfogó validálása keretében érdemes lenne megvizsgálni, erre azonban kontroll-információ hiányában ismét nincs mód. A második típusú hiba fennállását a felvétel hullámainak összekapcsolásakor ellenőrizhetjük alapvető és elvárhatóan stabil demográfiai jellemzők alakulásának vizsgálatával. Én a kor és az iskolázottság nemcsökkenését, és a nem változatlanóságát vettem alapul e célra. Noha az eredmények szerint ez a hiba a Munkaerő-felmérés esetében is jelen van, jellemzően néhány tíz esetről jellemzően nem több (de sohasem haladja meg a minta egy százalékát), ezért az érintett megfigyeléseket már a panel adatbázis kialakításakor kizárom a vizsgálatból.

Végül meg kell jegyeznünk, hogy a tárgyalt probléma nem csak az egyszerű pontbecsléseket, de az összetettebb regressziós eredményeket is érinti. A többváltozós becslések korrekciójának szükségességét könnyen beláthatjuk, ha egy igen egyszerű lineáris regressziót tekintünk. Legyen ebben a konstans mellett az egyetlen magyarázó változó a nemi identitást jelző indikátor (értékei: 0 = férfi, 1 = nő). Egyszerű számítások után látható, hogy ha megbecsülünk egy, az átmenet valószínűségét becslő lineáris valószínűségi modellt, akkor a konstans a férfiak esetében, a konstans és az indikátorváltozóhoz tartozó együtttható összege pedig a nők esetében adja az átlagos átmenet-valószínűségének becslését. Ezek a számok megegyeznek a közvetlen számítással kapott értékekkel, és ennek megfelelően maguk is inkonzisztensek – ez a helyzet pedig lényegileg sem további kontrollváltozók bevonásával, sem akkor nem változik, ha a lineáris valószínűségi modell helyett nemlineáris (például probit) modellt alkalmazunk. A többváltozós modellek alkalmazása és korrekciója érdekes és a közgazdaságtudomány számára is fontos terület, amellyel összetettsége miatt azonban itt nem foglalkozunk.

## MEGOLDÁSI LEHETŐSÉGEK ELMÉLETBEN ÉS GYAKORLATBAN

A munkapiaci áramlások helyes becslése tehát a naiv eljárás valamilyen korrekcióját igényli. A korrekció egy lehetséges formáját a következőkben Fagan és Greenberg (1988) megközelítését ismertetve egy általános statisztikai probléma, a „táblák additív tételének” speciális eseteként mutatom be. Az additív tétel igénye akkor merül fel, amikor egy  $R \times C$  dimenziójú táblázat (mátrix)  $a_{ij}$  elemeit úgy kell módosítanunk, hogy azokat a sorok és az oszlopok irányában összegezve is egy külsődlegesen adott,  $r$  és  $c$  referencia-számsorral (vektorral) megfelelő számsort kapjunk. Mindezt úgy kell tennünk, hogy a módosítás után kapott tábla elemei valamilyen jól meghatározott szempont szerint a lehető legkevesbé térjenek el a kiindulásként használt, a nyers adatokból számított táblától (mátrixtól). Formális értelemben a feladat az, hogy egy úgynevezett *megvalósítható* **A** kontingencia-táblából egy *származtatott* **B** táblát nyerjünk, közben pedig a köztük (elemeik) között

---

<sup>4</sup> A mérési hiba nagyságának felméréséhez és hatásának korrekciójához a munkapiaci státusra vonatkozó alternatív, azonos tartalmú információra lenne szükség.

fennálló különbséget adott szempont és feltételek szerint minimalizáljuk. Ehhez Fagan és Greenberg (1988) bevezet néhány alapfogalmat:

*Kontingencia-táblának* nevezzük a nem-negatív valós számok azon tömbjét, amelyet az  $\mathbf{A}=\{(a_{ij}), r, c\}$  hármas határoz meg. Ebben  $(a_{ij})$  egy  $R \times C$  elemű mátrix,  $r=(r_1, \dots, r_R)$  és  $c=(c_1, \dots, c_C)$  pedig vektorok, melyek elemeire igaz, hogy összegük megegyező, azaz

$$\sum_{i=1}^R r_i = \sum_{j=1}^C c_j.$$

Az  $\mathbf{A}$  tábla *additív*, ha elemeinek egy adott dimenzió nagyságának megfelelő vektor irányába vett összege az adott vektor megfelelő elemével megegyezik, azaz

$$\sum_{j=1}^C a_{ij} = r_i \quad i=1, \dots, R \quad \text{és} \quad \sum_{i=1}^R a_{ij} = r_j \quad j=1, \dots, C \quad (*).$$

Az  $\mathbf{A}$  tábla *megvalósítható*, ha létezik olyan  $(b_{ij})$   $R \times C$  mátrix, hogy az  $\mathbf{A}$ -ból *levezetett*  $\mathbf{B}=\{(b_{ij}), r, c\}$  kontingencia tábla additív és  $b_{ij}=0$  akkor és csak akkor ha  $a_{ij}=0$ . A  $\mathbf{B}$  táblának tehát az  $\mathbf{A}$ -hoz hasonlóan illeszkednie kell az  $r$  és  $c$  vektorokhoz, valamint meg kell tartania  $\mathbf{A}$  nulla elemeit.

A fenti jelölésekkel már felírható a megoldás feladat, a mátrixok elemei közötti távolság összegének minimalizálása, mégpedig a következő formában:

$$\min d(a_{ij}, b_{ij}) \quad i, j \in V \quad \Leftrightarrow \quad \min \sum_{i, j \in V} b_{ij} \ln(b_{ij}/a_{ij}),$$

feltéve, hogy teljesül a fenti (\*) feltétel az összegekre. A felírásban  $d()$  egy általános távolságfüggvény, amit specifikálni kell. Fagan és Greenberg (1988) megmutatja, hogy a különféle módszereknek más és más célfüggvények feleltethetők meg, és bár eltérő eredményt hoznak, mindnek egyedi minimuma van. A bemutatott módszerek közül a maximum likelihood a tábla elemeinek igen szélsőséges eloszlását hozta, így annak alkalmazását a szerzők is elvetették. A legkisebb négyzetekhez hasonló módszer pedig ugyan zárt alakban megoldható, de önmagában nem garantálja a tábla elemeinek nem-negativitását. Az ezeken felül megvizsgált minimum khi-négyzet és gereblyezés módszere kiegyenlítettebb, nemnegatív eredményt hoz, és mindkettő megőrzi a tábla elemei közötti relációkat valamilyen mértékig. A gereblyezés további előnye a hozzá tartozó algoritmus egyszerűsége, átláthatósága. A fenti képletben az egyenlőségjel után a gereblyezésnek megfelelő függvénnyel specifikáltunk  $d()$ -t.

Noha a formális probléma célfüggvénye a kezdeti és a végeredményként adódó mátrixok hasonlóságára épül, a gyakorlatban alkalmazott algoritmus az áramlásokból (és a bázisidőszak állományaiból) származtatott állományok és a megfigyelt állományok egyezését célozza. Az alkalmazott eljárás igen egyszerű. Elsőként eldöntjük, hogy sorok vagy oszlopok szerint kezdjük-e meg az igazítást. Először kiszámítjuk a referencia- és a származtatott állományok nagyságának arányát, majd (választásunk szerint) az átmenetmátrix soron következő sorát vagy oszlopát elosztjuk a kapott aránnyal. A gereblyezés így egy lépés után biztosítja ugyan az egyik (például bázisidőszaki) referenciához való igazodást, de egyúttal „elrontja” ugyanezt a másik (például tárgyidőszaki) referencia esetében. Éppen ezért ugyanezt a műveletet meg kell ismételni az összes

oron/oszlopon, majd áttérni a korábban nem választott oldalra (sor esetén oszlopra). Ez alapján érthető, hogy miért kell a gereblyézést iteratív módon, egyszer az egyik referenciához, majd a másikhöz igazodva végezni. Az eljárás főként ebben a tekintetben tér el az egyszerű, például egyéni jellemzők szerint egyéni súlyokat igazító módszertől, ahol a megfigyelt és a referenciaként adott számok hányadosaként egy lépésben kialakulnak a kívánt súlyok. Ugyanezt az módszert az input-output modellekre alkalmazva R.A.S-ként (Parikh, 1979), illetve talán legrégebbi alkalmazása után iteratív arányos illesztésként (*iterative proportional fitting*, IPF) is ismerhetjük (Deming és Stephan, 1940).

A gereblyezéshez hasonló eljárást használják a statisztikában Magyarországon is: így készülnek többek között a MEF és a Háztartási Költségvetési Felvétel súlyai is, csak több dimenzió használatával és ezt a módszert használják a felvételt használó kutatók illetve tanulmányok, például (Mihályffy, 1995) és a módszert átvevő és módosító (Molnár, 2005). A megoldandó feladat abban az esetben az, hogy a súlyokat háztartásokhoz rendelik, míg az illeszkedés peremfeltételeit egyéni jellemzők adják.

A gereblyezés keresztmetszetben egyszerűen alkalmazható eljárás, de csak a feladat megfelelő megfogalmazása után használhatjuk a munkapiaci átmenetek igazítására. Fagan és Greenberg (1988) rámutat, hogy a korrekciós eljárások bármelyikét csak akkor szabad használni, ha más út nem járható, például nem lehetséges már kiegészítő információt bevonni. A munkapiaci áramlások esetében időbeli folyamattal van dolgunk, aminek hatása két területen is jelentkezik. Egyrészt a résztvevők korának előrehaladása, másrészt az adatfelvételnek a résztvevők követése terén korlátozott képessége által. Ennek figyelembe vétele nem csak azért fontos, hogy a vizsgált rendszer logikailag zárt legyen, de azért is, hogy az alkalmazott korrekció feltétele, az A tábla additivitása teljesüljön.

A vizsgált két időszak között végbemenő munkapiaci átmenetekkel párhuzamosan a vizsgált személyek számát növelő és csökkentő demográfiai tényezők hatása is érvényesül, amit valamilyen formában meg kell jelenítenünk. Egyrészt az adatfelvétel első időszakban megfigyelt résztvevőinek száma *csökken* azáltal, ahogy egy részük 1) kora előre halad és ennek következtében egy életkor szerint korlátozott csoportból (például a 15-64 évesek köréből) éppen kilép, illetve 2), kivándorol az országból vagy 3) meghal, és ezért a teljes népességből is eltűnik. Ezzel párhuzamosan vannak olyanok, a megfigyelendők számát *növelve*, akik 1) éppen belépnek a vizsgált korcsoportba (vagy ha annak nincs alsó határa: megszületnek), illetve 2) bevándorolnak az országba. Emellett az adatfelvétel sajátosságai is befolyásolják, hogy mennyire képes a népességben egyébként továbbra is megtalálható egyedeket követni. Mivel a KSH által használt ELAR mintakeret elsődleges mintavételi egysége a lakás, az adott lakásból elköltöző személyek a felvétel számára annak ellenére elvesznek, hogy a népességben megtalálhatók. Ezek a személyek a halottakhoz hasonlóan, csak éppen más okra visszavezethetően csökkentik a vizsgált népességet. Elvileg a vizsgált személyek számát tovább gyarapítják azok az emberek, akiket a mintakopás



ellensúlyozására von be az adatfelvételt gyűjtő szervezet – az ő hatásuk a bevándorlókéhoz hasonlatos.

A demográfiai nemstacionaritás figyelembe vételére ambíciónk és a rendelkezésre álló adatok függvényében több lehetőségünk van. Mivel panel adatokkal dolgozunk, a korcsoportokba való be- és kilépésekre valamilyen becslést minden esetben tudunk adni, ezek pedig tartalmilag is fontos részei lesznek az elemzett rendszernek. Ha a további tényezők differenciálásának nincs tartalmi indoka, dönthetünk akár úgy is, hogy az egyszerűség kedvéért a korcsoportból ki- és belépők kivételével minden különbséget egy mesterséges, a korrekció céljából létrehozott állapotban jelenítünk meg. Mivel a népesség két időszakban mért nagyságának különbsége egyetlen szám, ami pozitív és negatív is lehet, ad-hoc szabályt kell alkalmaznunk arra, hogy 1) a különbséget ki- vagy beáramlásként könyveljük el, 2) az adódó egyetlen számot, „összesent” milyen módon osztjuk szét a vonatkozó állapotok között.

Ha külső forrásból megbízható becslésünk van például a (vizsgált állapotok szerint differenciált) halálozási rátákra, be- és kivándorlási adatokra, és ennek szükségét érezzük<sup>5</sup>, akkor ezeket explicit módon is megjeleníthetjük. Frazis et al. (2005) például külső forrásból veszi át a halálozási arányokat, de nem jeleníti meg a ki- és bevándorlási arányokat. Az új állapotok az átmenetmátrixban új sorok és új oszlopok formájában jelennek meg, amelyek többsége azonban nem vesz részt az igazításban – hiszen értékük külső forrásból adott. Szerepük az, hogy a referencia sor és oszlop értékeit növelik vagy csökkentik, ezáltal biztosítják az A tábla additivitását. A korrekciót mindezek után, az fenti kiegészítések eredményeként kialakult táblázaton végezzük el, a kiinduló táblát az egymás után megfigyelhető emberek átmeneteiből számítva.

## **A MUNKAPIACI ÁLLAPOTOK KORREKCIÓJÁRA VÁLASZTOTT MÓDSZER ÉS EREDMÉNYE**

Az egyszerű munkapiaci állapotok korrekciójára a Frazis et al. (2005) által alkalmazott eseménytér némileg egyszerűsített formáját és a gereblyezés módszerét használtam, amit a 3. táblázat mutat be. A táblázatban és később is rövidítéseket használok, ahol F a foglalkoztatott, M a munkanélküli és I az inaktív státust jelöli, ezek kombinációja pedig az átmeneteket és az áramlás nagyságát egyszerre. Az FM jelölés ennek megfelelően a foglalkoztatásból munkanélküliségbe áramlásra utal. Látható, hogy az áramlások vastag kerettel kiemelt 3\*3-as mátrixa mellett további állapotként jelenik meg a korcsoportba beáramló és az onnan kiáramló népesség nagysága. Az ez után fennmaradó népességszám-eltérést az egyéb be- és kiáramlás második oszlopa illetve sora jeleníti meg aszerint, hogy a

---

<sup>5</sup> Az ettől való eltérésre az lehet a motivációnk, hogy ezek a korrekciós tényezők igen nagyok lehetnek.

népesség száma nő (beáramlás) vagy csökken (kiáramlás). Az arányokat a kapcsolódó időszak (rendre: tárgy- és bázis-időszak) állományi arányainak megfelelően osztom szét az állapotok között, amivel egyfajta átlagos viselkedést szándékozok megjeleníteni. Két korlát szerepel a mátrixban: egyrészt nincs olyan 15 éves kort elhagyó személy, aki éppen 65 éves lesz, másrészt nincs olyan sem, aki „egyéb beáramló”-ból azonnal „egyéb kiáramló” lesz. Ezekkel a korrekciókkal a kibővített áramlási mátrix már konzisztens a demográfiai ki- és belépésekkel bővített referencia-állományokkal.

### 3. táblázat

#### A főbb munkapiaci állapotok közötti átmenetek sémája: a KSH Munkaerő-felmérés felhasználásával történő számításához használt eseménytér

			Tárgyidőszak					Állomány
			Munkapiaci státus			Egyéb kiáramlás		
			F	M	I	65 lett	Egyéb ki	
Bázis- időszak	Munkapiaci státus	F	FF	FM	FI	FL65	FEk	F
		M	MF	MM	MI	ML65	MEk	M
		I	IF	IM	II	IL65	IEk	I
	Egyéb beáramlás	15 volt	V15F	V15M	V15I	o	V15Ek	V15
		Egyéb be	EbF	EbM	EbI	EbL65	o	Eb
	Állomány		F'	M'	I'	L65	Ek	

A mátrixot a KSH Munkaerő-felmérésének korábban kiválasztott két hullámának, 2009 negyedik, és 2010 első negyedének egyéni adatait felhasználva töltöttem fel számokkal. A kapcsolt adatbázisban a második időszakban 15-64 éveseken kívül azokat is megtartottam, akik a második időszakban 65 évesek, de a korábbi időszakban 64 évesek voltak, illetve azokat, akik az első időszakban 14 évesek voltak, de a másodikban már 15 évesek. A tárgyidőszakot véve alapul, ennek keresztmetszeti súlyszámait használom kiindulásként, majd ennek a keresztmetszetből becsült összlétszámához igazítom a súlyokat. Elsőként kiszámolom az életkort váltók számát, amihez – tekintve, hogy külső felhasználók számára a keresztmetszeti adatbázisban napra pontos életkor nem érhető el – már a panel-adatokat kell használni. A népességszámnak a bázisidőszakhoz képest tapasztalt eltérését a korábban leírtaknak megfelelően az egyéb ki és beáramlás állapottal korrigálom.

Az így kialakított táblázatra alkalmaztam a gereblyezés módszerét, az állományi referencia- és az áramlásokból következő vektorok különbségének négyzetösszegét minimalizálva, megállási szabályként o-hoz közeli pozitív számot használva. Az iterációk

számát 500-ban korlátoztam, amit a rendszer a gyakorlatban annak ellenére nem ért el, hogy a használt algoritmus a hatékonyság kárára lett áttekinthető. Az eredményt a 4. táblázat mutatja be.

4. táblázat

**Kibővített munkapiaci átmenetmátrix a 2009 negyedik és 2010 első negyedéve között, gereblyézéssel konzisztenssé téve, keresztmetszeti súlyozásból indulva**

			Tárgyidőszak						
			Munkapiaci státus			Egyéb kiáramlás		Implikált állomány	Referencia állomány
			F	M	I	65 lett	Egyéb ki		
<b>Bázis-időszak</b>	<b>Munkapiaci státus</b>	F	3 672 965	89 301	83 014	1 152	4 255	3 846 432	3 846 433
		M	30 643	284 763	20 856	0	372	336 262	336 261
		I	32 411	28 736	2 519 115	19 339	2 876	2 599 601	2 599 601
	<b>Egyéb beáramlás</b>	15 lett	0	0	21 175	-	23	21 175	21 175
		Egyéb be	0	0	0	0	-		0
	Implikált állomány		3 736 019	402 800	2 644 160	20 491			
	Referencia-állomány		3 736 019	402 800	2 644 160	20 491	7 526		6 803 470

Forrás: saját számítás a KSH MEF mikroadataiból

A táblázat értelmezéséhez fontos ismét belegondolni az egyes fogalmak jelentésébe. Az itt „referencia-vektor”-ként hivatkozott oszlop jelentősége elsősorban technikai és az itt található állományok nagyságai *nem* kell, hogy azonosak legyenek a keresztmetszeti állományokéval, hanem azoknak a más irányú be- és kiáramlással korrigált változatai, amelyeket az igazításnál használunk. Az előbbi, tartalmilag is fontos állományi nagyságot ennek és az egyéb be és kiáramlásnak az összegeként kapjuk meg. Az illeszkedés

vizsgálatakor azt várjuk, hogy az adott állapotból induló- illetve oda tartó áramlások összege és a demográfiai változással által együtt implikált állomány a referencia állománnyal egyezzen meg. A táblázat e két állományt mutató soraiból és oszlopaiból látható, hogy az illeszkedés a foglalkoztatás esetében tapasztalt néhány százalékos eltéréstől eltekintve tökéletes. Elsőként érdemes a nem a vizsgálat fő tárgykörébe tartozó áramlásokat szemügyre venni. Tízezres nagyságrendű áramlásokról lévén szó, nem hanyagolható el az a tény, hogy a korcsoportba és -ból történő áramlások nagyságrendje is hasonló: mintegy 20 ezer fő volt a vizsgált negyedévek között. A népesség időbeli különbségét mégsem ez adja, hanem a máshova nem sorolt, mintegy 7 és fél ezres csoport, amelynek több, mint felét a foglalkoztatáshoz rendeltük.

A táblázat kiemelten fontos, sötéttel keretezett területét a 2. táblázat megfelelő területével érdemes hasonlítani. Korábban azt találtuk, hogy az áramlások alapján a foglalkoztatás változásának mértékét korrekció nélkül jelentősen alulbecsülnénk, ennek eredményeként itt a foglalkoztatásból mindkét irányba mért kiáramlásra nagyobb becslést adunk. A munkanélküliség változása által állított korlát érvényesül: a növekmény sokkal nagyobb mértékben jelentkezik a foglalkoztatásból munkanélküliségbe áramlás esetében, mint az inaktivitásba áramlásnál. Hasonló gondolatmenet alapján lefelé korrigáltuk a munkanélküliségből foglalkoztatásba és inaktivitásba, az inaktivitásból munkába, valamint a stabil inaktivitásban levők számát is, felfelé pedig a többi értéket.

Az átlépési esélyek az áramlások abszolút nagyságával együtt változnak, a korrekció hatásának megítéléséhez mégis érdemes ezeket külön is kiszámítani. Az 5. táblázat bemutatja az átlépési esélyeket korrekció nélkül és korrekcióval, valamint azt is, hogy a korrekció hány százalékos változást idézett elő az érintett átmenet nagyságának becslésében (ez egyúttal az abszolút számokban megfigyelhető változást is mutatja).

5. táblázat

**Átlépési esélyek munkapiaci állapotok között gereblyezés előtt és után, 2009 negyedik és 2010 első negyedéve között**

	F	M	I
	Eredeti (%)		
F	0,955	0,020	0,020
M	0,107	0,836	0,068
I	0,013	0,010	0,964
	Igazított (%)		
F	0,955	0,023	0,022
M	0,091	0,847	0,062
I	0,012	0,011	0,969

	Változás (%)		
F	0%	19%	7%
M	-15%	1%	-9%
I	-6%	12%	1%

Forrás: saját számítás a KSH MEF mikrodadataiból

Az átlépési esélyek főként a foglalkoztatás és a munkanélküli státus közötti átmenet esetében módosulnak jelentősen, 15, illetve 19 százalékkal. A változás nem tűnik jelentősnek, de mégis az, mert nagyobb, mint azok a változások, amelyeket az átlépési arányban a válság előtti időszakban megfigyelhetünk, és közelíti azok nagyságrendjét, amelyek a válság hatására alakultak ki.

A korrekciós eljárás ismertetésekor magától értetődőnek írtam le a kiinduló átmenetmátrix számításakor a súlyozás szükségességét, mégpedig keresztmetszeti súlyokkal. Ennek oka az, hogy az elméleti irodalom nem tárgyalja e kérdést, a napi gyakorlatban pedig – legalábbis a BLS-en belül<sup>6</sup> – keresztmetszeti súlyokat használnak kiindulópontként. A súlyozás szerepe bizonyos mennyiségek keresztmetszeti egyszerű pontbecslések készítése esetében világos, ha azonban ettől eltérünk, már koránt sem az – lásd erről Johansson (2007) tanulságos összehasonlító elemzését. Megmaradva az egyszerű pontbecslés eseténél, a súlyozásnak akkor van létjogosultsága, ha annak eredményeként a becslés minősége javul. A Munkaerő-felmérés esetében a súlyozásra egyrészt azért kerül sor, mert a mintán belüli helyes arányokat az (előre ismert) mintasúlyokkal kell beállítani, másrészt mert a nem használható címek kiválasztódása és a válaszmegtagadás nem véletlenszerű. Míg a mintasúlyok a mintaterv alapján előre tudhatóak, a második ok miatt szükséges súlyokat, ahogy arról már szoltunk, becslési eljárással kell előállítani. A becslési eljárás bizonyos  $Z$  kulcsváltozók (együttes eloszlása) tekintetében biztosítja a minta illeszkedését a kiválasztott referencia-adatokhoz. Ha elemzésünk tárgya az  $X$  változó, amely teljesen nem azonos  $Z$ -vel, akkor a súlyozás hatása olyan mértékben érvényesül, amilyen erős az  $X$  és  $Z$  közötti összefüggés.

A keresztmetszeti súlyozás alapját a MEF esetében is minden bizonnyal demográfiai jellemzők adják. A foglalkoztatást jelző változót akkor érdemes súlyozni, ha ezek a jellemzők korreláltak vele (jelen esetben úgy véljük: igen) és ha a minta torzulásának explicit modellezése nem lenne célszerű: ilyen az egyszerű pontbecslés készítésének esete. Az áramlások esetében a helyzet összetettebb. Itt a súlyozás alkalmazását indokoltságához nem csak egy adott státussal való korreláció szükséges, hanem az, hogy az átmenetet jelző változóval magával (tehát az időben egymást követő státusok interakciójával) legyen

<sup>6</sup> A BLS munkatársának, Greg Erkensnek személyes közlése alapján.

korrelált. Ennek eldöntése az érintett változók ismeretét és külön elemzést igényli. Sajnálatos módon a Munkaerő-felmérés módszertanát ismertető kiadvány (KSH, 2006) nem szolgál e téren részletes információval, Mihályffy (1995) pedig a Munkaerő-felmérés súlyozásának csak az elvét dokumentálja, a pontos eljárást azonban, ide értve a referenciaként felhasznált változók ismertetését, nem. Ezek ismerete nélkül sajnos nem vizsgálható a referencia-változók korrelációja a mintában maradással, ezáltal a súlyok alkalmazásának relevanciája sem. Támpontként egyrészt Molnár (2005) a szintén ELAR mintakeretre alapozott Háztartási Költségvetési felvétellel kapcsolatban szerzett tapasztalataira hivatkozhatunk, amely szerint a keresztmetszeti súlyok kalibrálása esetében a demográfiai szempontok szerepet kapnak. Mivel tudjuk, hogy ezen tulajdonságok közül több összefügg a munkapiaci sikerességgel illetve sérülékenységgel, feltételezhetjük, hogy a keresztmetszeti súlyok használata a becslést segíti és nem hátráltatja.

## **A MUNKANÉLKÜLISÉG ALAKULÁSA A VÁLSÁG ALATT AZ ÁTMENETEK TÜKRÉBEN**

Az áramlások korrekcióját nem csak egy időszak-párra, hanem egy teljes idősorra is alkalmazhatjuk, hiszen az eljárás páronkénti megfelelést biztosítva az áramlások tetszőleges hosszúságú idősorát konzisztenssé teszi. A 6. táblázat az előbbieken ismertetett módszert alkalmazva az átmenetmátrix minden komponensét, a 2. ábra pedig a munkanélküliség változását és csak annak komponenseit ábrázolja a 2006 utolsó és 2010 első negyedéve közötti időszakra.

6. táblázat

### **Az ILO definíciót követő munkanélküliség alakulása 2007 és 2010 első negyedéve (MEF 60. és 73. hullám) között – állományi és gereblyézéssel állomány-konzisztenssé tett áramlási adatok**

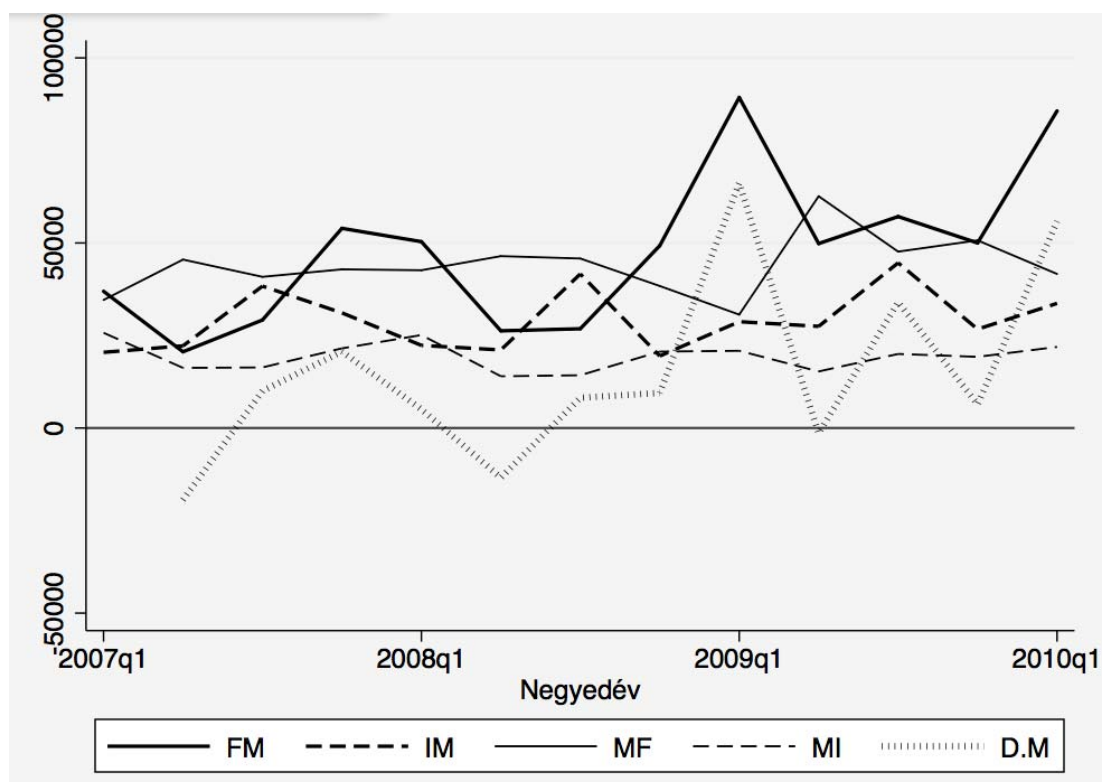
Negyedév	M	MM	MF	FM	MI	IM	M6	ME	15M	EM	D	Di
5												
2007 01	316044	258661	34604	36933	25726	20450	0	465	0	0	-3411	-3412
2007 02	296646	253857	45508	20599	16246	22190	0	433	0	0	-19398	-19398
2007 03	306662	239152	40847	29183	16375	38327	0	272	0	0	10016	10016
2007 04	327322	242263	42874	53951	21525	31108	0	0	0	167	20660	20827
2008 01	332390	259705	42634	50352	25118	22333	0	32	0	0	5068	4901
2008 02	318970	271615	46443	26254	13981	21100	0	350	0	0	-13420	-13420
2008 03	327142	258703	45799	26815	14260	41624	0	208	0	0	8172	8172
2008 04	336633	267911	38373	49268	20650	19454	0	208	0	0	9491	9491
2009 01	402800	284763	30643	89301	20856	28736	0	372	0	0	66167	66166

2009 02	401368	324077	62618	49825	15284	27465	248	573	0	0	-1432	-1433
2009 03	435361	333637	47664	57120	19969	44603	0	98	0	0	33993	33992
2009 04	441744	365033	50702	50001	19234	26710	0	392	0	0	6383	6383
2010 01	497557	378215	41626	85671	21903	33672	0	0	0	273	55813	56087

Forrás: saját számítás a KSH MEF mikroadatai alapján

2. ábra

**A munkanélküliség változása és ennek komponensei 2007 és 2010 első negyedéve között, gereblyézéssel konzisztenssé téve**



A 2. ábra halványan szaggatott vonala a munkanélküliség változását, a folytonos a foglalkoztatás, a szaggatott vonalak az inaktivitással kapcsolatos bruttó áramlásokat mutatják, vastaggal a munkanélküliség felé (FM, IM), vékonygal az onnan elfelé (MF, MI) mutató irányba. A bruttó áramlásokból könnyen leolvasható a nettó áramlás is aszerint, hogy a munkanélküliségből elfelé, vagy az oda mutató áramlás-e a nagyobb. Noha figyelmünk 2008 végére, 2009 elejére irányul, az idősorokat 2007 elejétől tekintjük, hogy a szezonális hatását fel tudjuk mérni.

Az ábrából 2008 végéig egy viszonylag stabil MF és MI áramlással, illetve minimális szezonálisitást mutató FM és IM áramlással jellemezhető időszakot azonosíthatunk. A változást 2008-2009 telén egy rendkívül erős, a foglalkoztatásból a munkanélküliségbe irányuló áramlás hozza meg, ami a korábbinál mintegy 30 ezer fővel magasabb szinten

látszik stabilizálódni. Ez egyúttal a beáramlás mértékének megduplázását is jelenti. Mindeközben a munkanélküliségből a foglalkoztatásba áramlás is nő, de egyik negyedévben sem képes a munkanélküliséget nettó módon növelő áramlást megfordítani. Az inaktivitásból munkanélküliségbe áramlás ez alatt nem változik jelentős mértékben, illetve nettó módon kismértékben nő. A Válság során tehát a korábbinál jóval nagyobb mértékben nőtt meg a munkanélküliségbe áramlás, de egyúttal nőtt a munkanélküliségből a munkába áramlás intenzitása is. Mindez összeegyeztethető a válság tisztító hatásával, az azonban nem világos, hogy miért nőtt meg inaktivitásból a munkanélküliségbe áramlás erőssége.

## **ELŐZMÉNYEK: VÁLSÁG ÉS ÚT A MUNKÁHOZ**

A Válsággal párhuzamosan bontakozott ki a hosszú távú munkanélküliek aktiválását célzó Út a Munkához program (ÚMP), ami potenciálisan érintette mindhárom munkapiaci státust, és a közöttük tapasztalható mozgást, azért a Válság kibontakozásával lezajló események megértéséhez ennek szerepét is tisztáznunk kell. Elsőként azonban szét kell választanunk a Válság foglalkoztatást csökkentő hatását az ÚMP ezzel ellentétes hatásától, hogy ezek nagyságát reálisan ítélhessük meg.

A KSH a foglalkoztatási adatokat nemzetközi standardok alkalmazásával (a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet, az ILO ajánlásai alapján) készített adatfelvételtől számítja. Eszerint foglalkoztatottnak számít minden olyan ember, aki az interjú előtti egy héten legalább egy óra fizetett munkát végzett. 2009-től ez az egyetlen mérőszám nem tükrözi híven a foglalkoztatásban a piaci viszonyok romlása következtében bekövetkező változásokat, hiszen ebben az évben indult útjára az ÚMP, amely a közsférában a támogatott foglalkoztatás volumenét korábban nem látott méretűre növelte. Az ÁFSZ jelentése (FSZH, 2010) szerint 2008-ban közcélú munkában lényegében nem vettek részt álláskereső, közhasznú munkát pedig mintegy 60 ezer ember végzett, 2009-ben azonban már mintegy 118 ezer fő végzett közcélú munkát, közhasznú munkát pedig 20 ezer.<sup>7</sup> 2009-re nézve részletesebb, havi bontású adatokat mutat be KSH-FSZH (2010) 16., a Magyar Államkincstár adataira támaszkodva, melyek szerint a közcélú foglalkoztatás 2009-ben áprilistól novemberig 20-ról mintegy 90 ezer főre nőtt. Bár a kiadvány a korábbi évnek a szezonális szempontjából releváns adatait sajnos nem közli, a részvételi számoknak a tavaszi hónapokban megfigyelhető megugrása azt sugallja, hogy ennek hátterében az ÚMP bevezetése áll,

---

<sup>7</sup> Ezek a számok az ÁFSZ által preferált „érintett” létszámok, amelyek 1) egy embert akkor is egynek számolnak el, ha többször volt az adott ellátáson, 2) egyúttal kumulatívok, tehát egy februári adat a januárban a rendszerrel kapcsolatba került embereket is számba veszi, egy decemberi adatban pedig mindenki szerepel januártól kezdve. Eszerint e mutatók decemberi értékében az a januárban dolgozó ember is benne van, aki februárban és márciusban is dolgozott két hetet, ugyanakkor csak egyszer számoljuk meg. Részben ez az oka annak, hogy az Államkincstár adatai nem összevethetőek az FSZH adataival.



amelynek keretében először 2009 tavaszán foglalták el közcélú munkahelyüket a korábban regisztrált álláskeresők.

Az ÚMP keretében közcélú munkára kerülők nagy száma jelentősen befolyásolhatja azon statisztikák értelmezését, amelyekből a válság lezajlására és hatására próbálunk következtetni. Amíg ugyanis az érintett hosszú távú munkanélküliek regisztrált álláskeresőként vagy az ILO értelemben álláskeresők vagy az inaktívak számát növelték 2009 előtt, illetve annak első negyedének nagy részében, addig a programba lépve e státusukból kilépve a foglalkoztatottak számát növelték. Mivel ez a növekmény a versenyző munkapiactól elszigetelten jelentkezik, jelen tudásunk alapján inkább torzítja, mint pontosítja a válság foglalkoztatási hatásairól alkotott képünket.

A két foglalkoztatási hatás a KSH által publikált adatok alapján nem választható szét, mivel azonban a MEF tartalmaz a támogatott munkavégzésre vonatkozó kérdéseket, a mikroadatokra támaszkodva már igen. Az adatfelvétel során készített interjúban minden válaszadótól megkérdezik, hogy kap-e szociális ellátást, illetve ha nem, akkor részt vesz-e közcélú- vagy közmunkában. Ez a kérdés elvileg jól mérí az ÚMP résztvevők körét, de tartalmazza a közcélú munkát végzők mellett a közmunkásokat is. Egy másik kérdésben megkérdezik minden foglalkoztatottól, mi az oka annak, hogy határozott idejű szerződése van – itt az egyik lehetséges magyarázat az, hogy a foglalkoztatás „támogatott”. Az itt azonosított kör bővebb, mint az ÚMP segítségével munkába kerülteké, mivel minden közcélú munka ide tartozik. Mivel azonban jó okunk van azt hinni, hogy nem minden közcélú foglalkoztatott van tisztában ilyen státusával, az ilyen válaszok néhány, egyébként indokolt esetben el is maradhatnak.<sup>8</sup>

Elvben tehát az első kérdésre adott válasz lenne a legalkalmasabb a vizsgálathoz, azzal azonban elháríthatatlan problémákat tapasztaltunk. Ezt a kérdést használva egyrészt 2007 elején olyan növekmény látható a támogatott munkát végzők számában, amit eddig nem sikerült kielégítően magyarázni. Másrészt ez az adatsor az ÚMP kibontakozása után is igen mérsékelt, a kincstár nyilvántartásától is jelentősen eltérő, nehezen hihető növekményt mutat. A számbavételi különbségek miatt ugyan nem lehetséges a támogatott munkában levők pontos számának megállapítása, a változás mértéke, illetve annak meg nem jelenése azonban olyan körülmény, ami miatt ez az információ nem tűnik használhatónak. Mindezek miatt mégis a második lehetőséget választottam, azon belül pedig azokat az emberekre koncentrálok, akik magukat „támogatott” foglalkoztatottnak vallották vagy a központi költségvetés vagy valamely önkormányzat intézményében.<sup>9</sup>

---

<sup>8</sup> Anekdotikus ismereteink vannak arról, hogy a polgármesterek nem egy helyen közcélú munkássá alakítottak korábban másként dolgozó embereket, kihasználva a 95 %-os központi finanszírozás előnyeit.

<sup>9</sup> E választás mellékhatása az is, hogy a közszférában támogatott munkát végzők közül nem szűrjük ki például az érintett START kártyásokat, akik azonban ott vannak a továbbiakban az egyszerűség kedvéért „nem támogatott”-nak nevezett népességben is, ha a versenyszféra foglalkoztatja őket.

A 7. táblázatban a közszférában támogatott (T) és a nem támogatott (N) foglalkoztatottak állományának becslését közlöm a válság alatt, illetve egy évvel korábban, összehasonlítás céljából. Megtalálható itt még a teljes 15-64 éves népesség (F+M+I), ezen belül az összes foglalkoztatott (F=N+T), az összes aktív (F+M), száma, illetve a összes foglalkoztatás (Fr) aránya a teljes népességen belül, valamint a nem támogatott (Nr), és a támogatott (Tr) foglalkoztatásé is, valamint a két utóbbi aránya. Szabad szemmel is látható, hogy a támogatott munka szezonalitása a nem támogatottal együtt alakul nyáron magasabban, télen alacsonyabban: ez a különbség adja a 20 és 30 ezer fő közötti támogatott foglalkoztatotti létszám hullámválását egészen 2009-ig. 2009 első negyedévében beköszönt a válság, a másodikban pedig effektíve elindul az ÚMP: a foglalkoztatottak arányának 1,5 százalékos csökkenése után a támogatott foglalkoztatottak száma az elsőről a második negyedévre a korábbi évek 6-7-ezres növekményéhez képes jelentősen, mintegy 26 ezer fővel megnő és így több, mint megduplázódik.

7. táblázat

**A foglalkoztatás (F), azon belül a támogatás nélkül (N), valamint a költségvetési és önkormányzati intézményeknél támogatással foglalkoztatottak (T) száma és aránya 2007 és 2010 első negyedéve között**

Negyedév	F+M+I	F+M	F	N	T	Fr	Nr	Tr	T/F
2007q1	6808308	4192905	3876861	3860244	16657	56,94%	56,70%	0,24%	0,43%
2007q2	6795531	4209258	3912612	3889049	23563	57,58%	57,23%	0,35%	0,60%
2007q3	6795693	4225401	3918739	3891775	26964	57,67%	57,27%	0,40%	0,69%
2007q4	6799115	4207187	3879698	3857639	22059	57,06%	56,74%	0,32%	0,57%
2008q1	6800604	4149816	3817426	3800040	17386	56,13%	55,88%	0,26%	0,46%
2008q2	6794265	4156715	3837745	3811345	26400	56,49%	56,10%	0,39%	0,69%
2008q3	6792256	4217919	3890777	3865020	25757	57,28%	56,90%	0,38%	0,66%
2008q4	6789798	4187321	3850688	3830062	20626	56,71%	56,41%	0,30%	0,54%
2009q1	6782979	4138819	3736019	3720778	15241	55,08%	54,85%	0,22%	0,41%
2009q2	6771408	4166664	3765296	3724510	40910	55,61%	55,00%	0,60%	1,09%
2009q3	6766897	4188077	3752716	3704166	48550	55,46%	54,74%	0,72%	1,29%
2009q4	6762692	4192912	3751168	3703566	47602	55,47%	54,76%	0,70%	1,27%
2010q1	6766533	4185881	3688051	3645822	42229	54,50%	53,88%	0,62%	1,15%

Forrás: saját számítás a KSH MEF mikrodadataiból

Sajnos a MEF nem regisztrálja pontosan a foglalkoztatáspolitikai eszközökben való részvételt, így ennek pontos számbavétele nem lehetséges.

## **TÁMOGATOTT, NEM TÁMOGATOTT MUNKA ÉS ÁRAMLÁSOK**

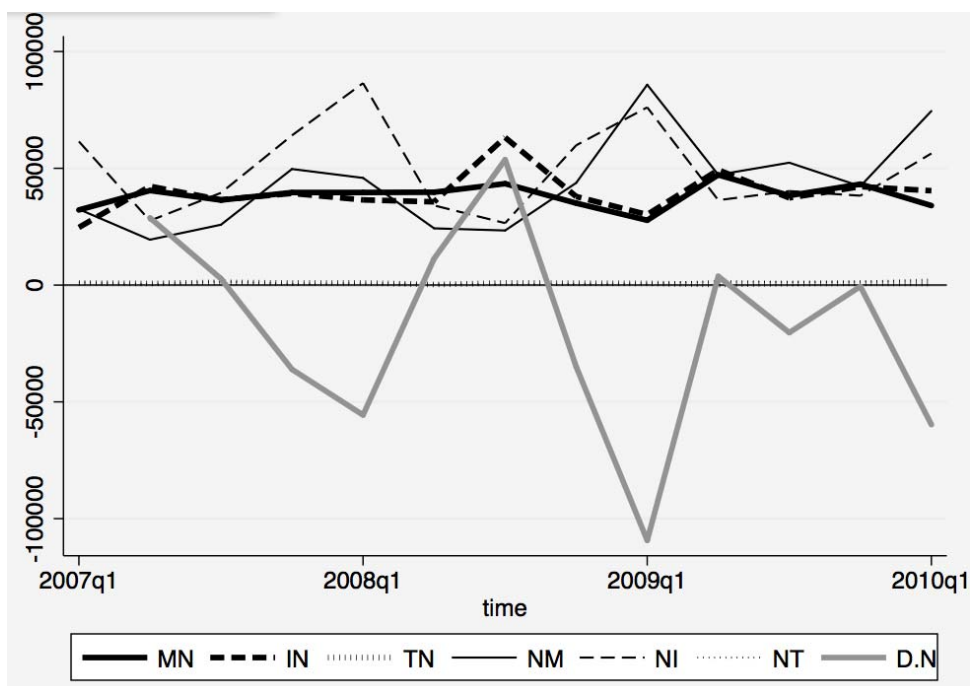
Miután megvizsgáltuk a megszokott munkapiaci állapotok közötti áramlást, és szétválasztottuk a közsférában végzett támogatott és minden egyéb munkát, összerakhatjuk a kép e két elemét. Itt a helyzet annyiban összetettebb, hogy nem egy, hanem két foglalkoztatási állapotot vizsgálunk, valamint ezek kapcsolatát a munkanélküliséggel, az inaktivitással és egymással. Összesen tehát négy fontos állapottal dolgozunk – ez azonban nem jelent lényeges különbséget a korábbiakhoz képest. A jelölések az előző részben bevezetett betűjelekre és a 3. táblázat logikájára épülnek.

A 3. ábra a nem támogatott munkavégzés változását és a változás komponenseit mutatja be. Itt jól nyomon követhető a válság kibontakozása, ahogy 2008 telén a korábbinál jelentősen több foglalkoztatottból lett munkanélküli, ugyanakkor sok munkanélküli nem tudott a korábbiakban megszokott eséllyel foglalkoztatásba lépni. Amíg azonban télen nem újdonság a foglalkoztatás csökkenése, nyáron a korábbi gyakorlattól teljesen eltérően elmaradt a foglalkoztatás növekedése, sőt csökkenés lépett a helyébe. Ennek oka mindenképp az állásvesztések viszonylag magas szinten stabilizálódó száma, és az, hogy a korábban inaktívak (feltehetőleg tanulók és kisebb részben tartósan inaktívak) nyáron megszokott munkába lépése elmaradt. Lényeges azonban, hogy a támogatott és nem támogatott munkavégzés között semmiféle kapcsolatot, átjárást nem látunk sem az ÚMP elindulásakor, sem később.

A munkanélküliség alakulását korábban vizsgáltuk már, de nem elkülönítve annak a piaci és a közcélú-, közhasznú munkavégzéssel való kapcsolatát. A 4. ábra a piaci foglalkoztatáshoz hasonlóan a munkanélküliség változását mutatja be. Noha az információ egy részét a korábbi ábra már magában hordozta, itt markánsan megjelenik, hogy a munkanélküliség jelentős megnövekedését túlnyomó részt a piaci foglalkoztatásból munkanélkülivé válók okozzák. 2009 nyarán is hasonló a helyzet: ugyan ezen a nyáron a korábbinál kicsit több volt a beáramló inaktív, a lényeges hatás mégis az, hogy ezúttal elmaradt a foglalkoztatásból munkanélkülivé válók számának jelentős nyári csökkenése, míg a kiáramlás hasonló volt a korábbihoz. A támogatott foglalkoztatás csak 2009 első negyedévében jut jelentősebb szerephez, amikor az inaktivitásból munkanélküliségbe való, viszonylag hamar megindult áramlást ellensúlyozza: lényegében ugyanannyi munkanélkülit emel ki, amennyi korábbi inaktívval nőtt a számuk. Fontos, hogy az év vége felé a támogatott munka hatása megfordul, és a munkanélküliség nettó gyarapítójává válik. Ennek oka feltehetőleg ez, hogy a résztvevők a rövidre szabott támogatott munkalehetőség megszűnése után nem találtak (azonnal) piaci munkát. A munkanélküliség 2009 végi növekedése lényegében ugyanolyan körülmények között megy végbe, mint 2008 végén.

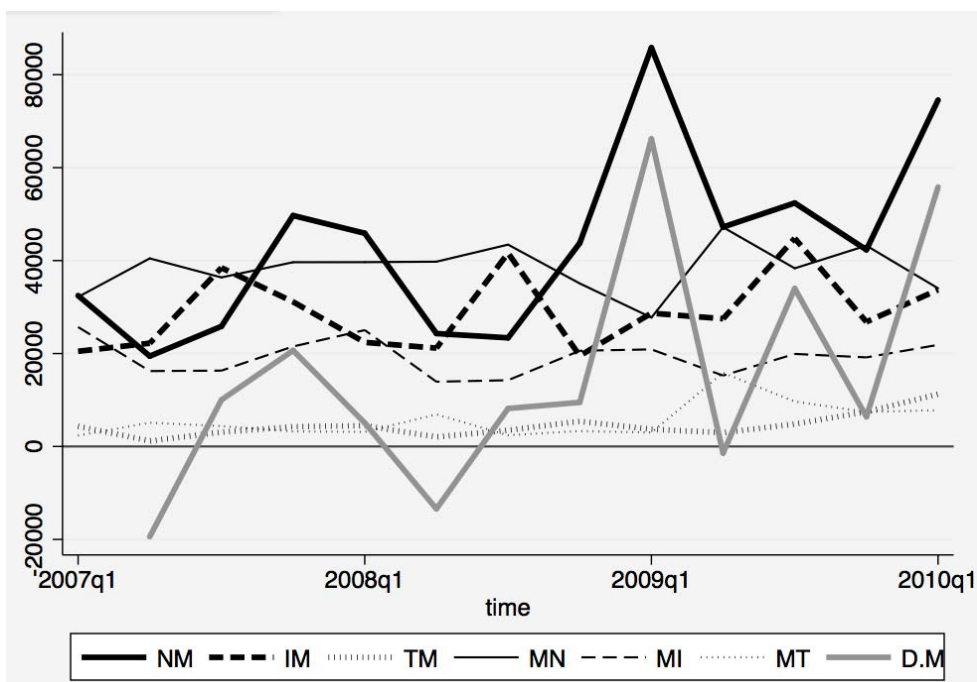
3. ábra

**A piaci foglalkoztatás változása és annak komponensei  
2007 és 2010 első negyedéve között**



4. ábra

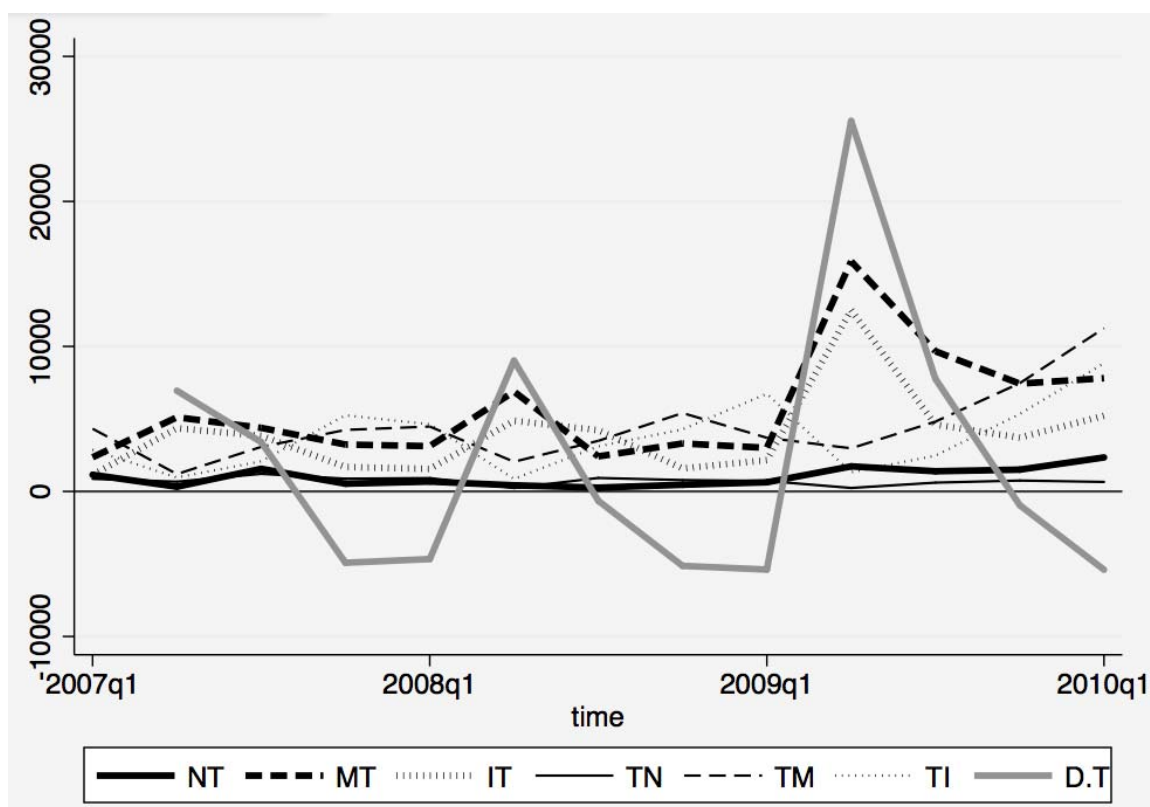
**A munkanélküliség változása és annak komponensei 2007 és 2010 első  
negyedéve között**



Végül a támogatott foglalkoztatás alakulását az 5. ábra mutatja be. Ezen jól láthatjuk, hogy a 2009 elején megfigyelt növekedése – bár a korábbi évektől eltérően a nem támogatott foglalkoztatás is hozzájárult – messze túlnyomó részben a foglalkoztatásból és inaktivitásból való beáramlásnak köszönhető. A program működését ismerve ez érthető is: az ÚMP célcsoportjának egy része az ILO definíció szerint munkanélküli, egy másik pedig inaktív lehetett. Feltehetően a program sajátosságainak és az eltérő résztvevő körnek köszönhető az is, hogy az év végével a munkanélküliségbe kilépők száma erőteljesen megnövekedett.

5. ábra

**A közzsférában támogatással foglalkoztatottak számának változása és annak komponensei 2007 és 2010 első negyedéve között**



Az átlépések abszolút nagysága mellett ismét megvizsgálhatjuk az átlépési esélyeket, amelyeket a 8. táblázat mutat be. Alakulásuk a jellegüknél fogva viszonylag kis állományok és jelentősebb áramlások esetén tér el az abszolút nagyságok alakulásától, így elsősorban a munkanélküliség és a támogatott foglalkoztatás alakulását érdemes közelebbről megvizsgálni. Ahogy azt az 1. ábrán is láttuk, a munkanélküliek száma a Válság alatt 2010 első feléig eltérő ütemben ugyan, de kizárólag gyarapodott a belépők számának növekedése és a kilépők számának viszonylagos állásosága mellett. Az átlagos piaci foglalkoztatott állásvesztési esélye mindezek okán a korábbinak közel kétszeresére emelkedett 2008 vége

után, míg ugyanez az esély változatlan a támogatott munkát végzőknél. Hasonló, de fordított előjelű változás jellemzi az átlagos munkanélküli munkába lépési esélyeit: a piaci munka irányába való kilépés esélye a korábbi kétharmadára csökken, míg a támogatott munkalehetőség elvesztésének esélye lényegében változatlan. Figyelmet érdemel a támogatott és nem támogatott munka közötti átjárás esélye is. A nem támogatottból a támogatott irányába áramlás eleve nullához közeli szintje nem változik szignifikánsan, míg a fordított irányú kilépési esély jelentősen, a korábbinak kevesebb, mint felére romlik.

8. táblázat

**Állapotok közötti átlépési esélyek 2007 és 2010 első negyedéve között  
(százalék) - gereblyézéssel igazítva**

negyedé																
v	NN	MM	II	TT	NM	MN	NI	IN	NT	TN	MT	TM	MI	IM	IT	TI
2007q1	97,5	81,1	97,5	59,8	0,8	10,1	1,6	1,0	0,0	4,3	0,7	21,6	8,1	0,8	0,0	14,3
2007q2	98,7	80,4	96,4	82,9	0,5	12,8	0,7	1,6	0,0	4,1	1,6	7,2	5,1	0,9	0,2	5,8
2007q3	98,3	80,7	96,2	73,0	0,7	12,3	1,0	1,4	0,0	5,2	1,5	13,1	5,5	1,5	0,1	8,8
2007q4	97,0	79,0	96,5	61,5	1,3	12,9	1,6	1,5	0,0	3,3	1,1	15,7	7,0	1,2	0,1	19,5
2008q1	96,5	79,3	96,9	54,5	1,2	12,1	2,2	1,4	0,0	4,2	1,0	20,3	7,6	0,9	0,1	21,0
2008q2	98,4	81,8	96,9	81,9	0,6	12,0	0,9	1,3	0,0	1,4	2,1	11,8	4,2	0,8	0,2	5,0
2008q3	98,7	81,1	95,2	71,5	0,6	13,6	0,7	2,4	0,0	3,5	0,8	13,2	4,5	1,6	0,2	11,8
2008q4	97,2	82,0	97,0	59,3	1,1	10,7	1,5	1,5	0,0	3,0	1,0	21,0	6,3	0,8	0,1	16,6
2009q1	95,7	84,6	96,9	45,8	2,2	8,2	2,0	1,2	0,0	3,5	0,9	18,0	6,2	1,1	0,1	32,7
2009q2	97,6	80,5	95,8	70,2	1,3	11,7	1,0	1,9	0,0	1,6	3,9	19,5	3,8	1,0	0,5	8,7
2009q3	97,4	83,1	95,9	80,6	1,4	9,6	1,1	1,4	0,0	1,5	2,4	11,8	5,0	1,7	0,2	6,1
2009q4	97,7	83,9	96,4	72,1	1,1	9,9	1,0	1,6	0,0	1,6	1,7	15,4	4,4	1,0	0,1	11,0
2010q1	96,4	85,6	96,1	56,4	2,0	7,7	1,5	1,6	0,1	1,4	1,8	23,6	4,9	1,3	0,2	18,6

Forrás: saját számítások a KSH MEF mikroadataiból

A támogatott – nem támogatott foglalkoztatás közötti átlépés esélye igen rossz, ráadásul az ÚMP indulása után jelentősen csökkent, amiből akár igen határozott következtetésre is juthatunk. Mindez ugyanis arra utalhat, hogy a program a kitűzött fő célját – a hosszú távú munkanélküliek visszavezetését a nyílt munkapiacra – nem, vagy csak nagyon korlátozottan érte el. Ilyen határozott következtetést azonban még nem vonhatunk le, hiszen a program és a Válság egyszerre bontakozott ki, és a program hatása még stabil környezetben sem lenne feltétlenül jól mérhető az itt használt eszközökkel. Ehhez többek között arra lenne szükség, hogy a kilépés után akár fél-egy évvel későbbi munkapiaci sikerességet mérjük (lásd erről Card, Kluve, és Weber (2010) elemzését). Erre egyenlőre nincs, de az FSZH modernizációs intézkedések alapján úgy tűnik, később lesz mód. Ennél erősebb állítást tehetünk a nem támogatott munkából beáramlással kapcsolatban. Jól

látható ugyanis, hogy onnan igen kis, noha az idő előrehaladtával enyhén növekvő számban érkeznek belépők. Természetesen e terén is kérdéses, hogy az átlépés később nem egy hosszabb, „foglalkoztatás-munkanélküliség-támogatott foglalkoztatás útvonalon” keresztül történik-e. Ennek rövid távú fennállását azonban kizárhatjuk – mint ahogy azt is, hogy a tavaszi növekményben a válság kárvallottjait találhatjuk –, hiszen a program célja és szabályzata a hosszú távú munkanélküliek belépését teszi lehetővé.

## **ÖSSZEFOGLALÁS, KÖVETKEZTETÉSEK**

Ebben az írásban a munkapiaci áramlások konzisztens számbavételének módszerét tárgyaltam. Bemutattam egy egyszerű módszert, a gereblyézést, és azt, hogy miként lehet segítségével a munkapiaci állományok változását dekomponálni más munkapiaci állapotok felől érkező és oda tartó átmenetekre. Az eljárás a KSH Munkaerő-felmérésére alkalmazva hatékonynak bizonyult, amennyiben alkalmazásával jelentős, a munkanélküliség és a foglalkoztatás közötti átmenetek esetében közel 20 százalékos inkonzisztens eltérést sikerült korrigálni. A számításokkal szerzett tapasztalatok alapján úgy gondolom, hogy az eljárás alkalmazható mind aggregált áramlási idősorok, mind az ezekre alapozott átmenetmátrixok számítására. A tapasztalt eltérések nagysága miatt korrekció – főként a kisebb állományokat érintő nagyobb változások esetében – nem csak ajánlott, de szükséges is ahhoz, hogy az adatokból hiteles következtetést vonhassunk le.

Az átmenetek vizsgálata hozzásegített ahhoz is, hogy megértsük a 2008-ban kibontakozott válság folyamatait, a korábbinál jelentősen nagyobb munkanélküliség megnövekedését és a támogatott munka szerepét a foglalkoztatási helyzet alakulását. Megfigyelhettük, hogy a nem támogatott foglalkoztatás szintje a közsférában 2008 végén – 2009 elején szinte kizárólag a munkanélküliség terhére csökkent az oda való kiáramlás megnövekedésével, azaz elbocsátásokkal. 2009 nyarán mindez megváltozott, mert ekkor már az inaktivitásból a foglalkoztatásba lépés mérséklődött jelentősen a korábbi évekhez képest, terelődött át a munkanélküliség irányába. Világossá vált az is, hogy a közsférában keletkező támogatott munkalehetőség a válság hatására munkanélkülivé lett embereknek nem nyújtott támogatást, sokkal inkább a már korábban munkanélküli, illetve inaktív népességet emelte át a foglalkoztatás e sajátos formájába. Bár a kísértés nagy, a program hatékonyságára vonatkozóan a kapott eredményekből határozott következtetést nem vonhatunk le.

## HIVATKOZÁSOK

- Abowd, John M., és Arnold Zellner. 1985. Estimating Gross Labor-Force Flows. *Journal of Business & Economic Statistics* 3, no. 3 (July): 254-283.
- Card, David, Jochen Kluve, és Andrea Weber. 2010. Active Labor Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 16173 (July). <http://www.nber.org/papers/w16173>.
- Clarke, Paul S., és P. F. Tate. 2002. An Application of Non-Ignorable Non-Response Models for Gross Flows Estimation in the British Labour Force Survey. *Australian & New Zealand Journal of Statistics* 44, no. 4 (December): 413-425.
- Deming, W. Edwards és Frederick F. Stephan. 1940. On a Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table When the Expected Marginal Totals are Known. *The Annals of Mathematical Statistics* 11, no. 4 (December): 427-444.
- Elsby, Michael W., Bart Hobijn, és Aysegül Sahin. 2010. The Labor Market in the Great Recession. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 15979 (May). <http://www.nber.org/papers/w15979>.
- Fraller Gergely, Harcsa István, Jónás István, és Kmetty Zoltán. 2007. A 2001. évi népszámlálás és a 2005. évi mikrocenzus összekapcsolása – Módszertani kísérlet. KSH, kézirat.
- Frazis, Harley J, Edwin L Robinson, Thomas D Evans, és Martha A Duff. 2005. Estimating gross flows consistent with stocks in the CPS. *Monthly Labor Review* (September).
- FSZH. 2010. *Az aktív foglalkoztatáspolitikai eszközök működése 2009-ben*. Foglalkoztatási és Szociális Hivatal.
- Heckman, James J. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *econometrica* 47, no. 1 (January): 152-61.
- Johansson, Fredrik. 2007. *How to Adjust for Nonignorable Nonresponse: Calibration, Heckit or FIML?* Uppsala University, Department of Economics, August. [http://ideas.repec.org/p/hhs/uunewp/2007\\_022.html](http://ideas.repec.org/p/hhs/uunewp/2007_022.html).
- Kátay Gábor és Nobilis Benedek. 2009. *Driving Forces Behind Changes in the Aggregate Labour Force Participation in Hungary*. MNB Working Papers. Budapest: National Bank of Hungary.
- KSH. 2006. A munkaerőfelmérés módszertana. KSH.
- Mihályffy László. 1995. Meghiúsulások kompenzálása lakossági felvételekben: egy speciális lineáris inverz probléma. *Sigma*: 191-202.
- Molnár György. 2005. Az adatállomány és a rotációs panel. In *Háztartások a tudás- és munkapiacra*, ed. Zsuzsa Kapitány, György Molnár, and Ildikó Virág. MTA KTI.
- Parikh, Ashok. 1979. Forecasts of Input-Output Matrices Using the R.A.S. Method. *The Review of Economics and Statistics* 61, no. 3 (August): 477-481.
- Rubin, Donald B. 1976. Inference and Missing Data. *Biometrika* 63, no. 3 (December): 581-592.
- Shimer, Robert. 2007. Reassessing the Ins and Outs of Unemployment. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 13421 (September). <http://www.nber.org/papers/w13421>.



## A sorozat korábban megjelent kötetei

2009

- Istvan Gábor R.: Experience-earnings profile and earnings fluctuation: a missing piece in some labour market puzzles? BWP 2009/01
- Anna Lovász – Mariann Rigó: Who Earns Their Keep? An Estimation of the Productivity-Wage Gap in Hungary 1986-2005. BWP 2009/02
- Köllő János: Miért nem keresnek állást a magyar munkanélküliek? Hipotézisek az Európai Munkaerőfelvétel adatai alapján. BWP 2009/03
- Bálint Mónika - Köllő János - Molnár György: Összefoglaló jelentés a KSH-ONYF adatfelvételről. BWP 2009/04
- Gábor R. István: "Minimálbér-paradoxon" - versenyzői munkaerőpiacon? Egy gondolat kísérlet tanulságai. BWP 2009/05
- Kertesi Gábor - Kézdi Gábor: Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. BWP 2009/06
- Szilvia Hámori: Employment convergence of immigrants in the European Union. BWP 2009/07
- Gábor Kőrösi: Innovation and Rent Sharing in Corporate Wage Setting in Hungary. BWP 2009/08

2010

- Surányi Éva - Kézdi Gábor: Nem kognitív készségek mérése az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában. BWP 2010/01
- Kézdi Gábor - Surányi Éva: Mintavétel és elemzési módszerek az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában, és a hatásvizsgálatból levonható következtetések. BWP 2010/02
- Kertesi Gábor - Kézdi Gábor: [Iskolázatlan szülők gyermekei és roma fiatalok a középiskolában. Beszámoló az Educatio Életpálya-felvételének 2006 és 2009 közötti hullámaiból.](#) BWP 2010/03

---

**A Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek** a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézetében működő Munkapiaci Kutatások valamint a Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszékének közös kiadványa. A kiadványsorozat angol nyelvű füzetei **“Budapest Working Papers on the Labour Market”** címmel jelennek meg. A kötetek letölthetők az MTA Közgazdaságtudományi Intézet honlapjáról: <http://www.econ.core.hu>